

Yayın Geliş Tarihi: 31.03.2016
Yayın Kabul Tarihi: 15.08.2017
Online Yayın Tarihi: 20.04.2018

Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Cilt:33, Sayı:1, Yıl:2018, ss.39-73

Küresel Finans Krizinin Mevduat Bankalarının Sistematik Risk Düzeyi Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi: AR(p)-DCC-FIGARCH (p,d, q) ve Asimetrik AR(p)-DBEKK-GARCH (p,q) Modellerine Dayalı Bir Analiz

Önder BÜBERKÖKÜ¹

Öz

Bu çalışmada çoklu student t dağılım varsayımı altında AR(p)-DCC-FIGARCH (p,d,q) ve asimetrik AR(p)-DBEKK-GARCH (p,q) modelleri kullanılarak 2007-2008 küresel finans krizinin 9 mevduat bankasının zamanla değişen sistematik risk düzeyi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bulgular, özellikle büyük ölçekli bankalardan 2 tanesinin sistematik risk düzeyinin küresel kriz dönemi ile birlikte belirgin bir şekilde arttığına işaret etmektedir. İki küçük ve orta ölçekli bankanın da sistematik risk düzeyinin kriz döneminde belirgin bir şekilde arttığı belirlenmiştir. Ayrıca, tüm bankaların sistematik risk düzeylerine uygulanan tek yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları bankaların sistematik risk düzeylerinin düzey değerlerinde durağan olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Küresel Finans Krizi, Sistematik Risk, Bankalar, BEKK-GARCH, DCC-FIGARCH.

JEL Sınıflandırma Kodları: G21, G01, C58.

Examining the Impact of the Global Financial Crisis on the Deposit Banks' Level of Systematic Risk: Evidence from AR(p)-DCC-FIGARCH (p,d,q) and Asymmetric AR(p)-DBEKK-GARCH (p, q) Models

Abstract

This study examines the impact of the 2007–2008 global financial crisis on the time-varying conditional systematic risk level of nine deposit banks using AR(p)-DCC-FIGARCH (p,d,q) and asymmetric AR(p)-DBEKK-GARCH (p,q) models under the assumption of a multivariate Student's t distribution. Results show that the systematic risk level of two large-scale banks, in particular, significantly increased during the crisis period. The systematic risk level of two small- and medium-sized banks also significantly increased during the crisis period. Additionally, one-break unit root tests applied to all banks' systematic risk coefficients show that all these series are stationary at their level form.

Keywords: Global Financial Crisis, Time-Varying Systematic Risk, Deposit Banks, BEKK-GARCH, DCC-FIGARCH.

JEL Classification Codes: G21, G01, C58.

¹ Yrd. Doç. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, Finans Bilim Dalı, onderbuber@gmail.com

1.GİRİŞ

Birçok gelişmiş ve gelişmekte olan piyasa ekonomisinde bankacılık sektörü finansal sistemin en önemli bileşenlerinden birini oluşturmaktadır. Bu önemi nedeniyle de bankacılık sektöründe yaşanabilecek olası sorunlar finans sektörünün geneli üzerinde etkili olabilmektedir. Hatta yaşanan sorunların boyutuna bağlı olarak bu etki bir noktadan sonra reel iktisadi faaliyetlere kadar uzanabilmektedir. Bu durumun önüne geçilebilmesi ya da en azından olası negatif etkilerinin hafifletilmesi için bankacılık sektörünün karşı karşıya kaldığı risklerin doğru bir şekilde analiz edilmesi gerekmektedir. Bankacılık sektörünün karşı karşıya olduğu riskler genel olarak sistematik ve sistematik olmayan riskler olarak iki gruba ayrılabilir (Bessler vd., 2015: 45)². Sistematik olmayan riskler daha çok bankaların kendi karakteristik özelliklerinden kaynaklanan riskleri ifade ederken, sistematik riskler daha çok ekonominin ve / veya finansal sistemin geneli üzerinde etkili olabilen riskleri ifade etmektedir.

Finansal literatüre bakıldığında çalışmaların daha çok sistematik risk üzerine odaklandığı görülmektedir. Sistematik riske yol açan unsurlar genel olarak enflasyon riski, politik risk, piyasa riski, kur riski ve faiz oranı riski olmak üzere beş gruba ayrılmaktadır. Dolayısıyla, sistematik riske yol açan bu faktörlerden de anlaşılacağı üzere küresel finansal krizler başta döviz kurları ve faiz oranları olmak üzere çeşitli kanallar üzerinden Türkiye'deki bankalarının sistematik risk düzeyi üzerinde etkili olabilmektedir. Çünkü, finansal krizler yatırımcı beklentileri ve sermaye hareketlerinde değişimlere yol açabilmektedir. Bu değişimler de Türkiye gibi ekonomilerin finansal

² Bilindiği gibi, bu riskler sadece finans sektörü kuruluşları için değil aynı zamanda reel sektör kuruluşları da geçerli olan risklerdir. Fakat, bu çalışmada bankalar üzerinde durulmuştur

istikrarını etkileyebilmektedir. Örneğin, Başçı ve Kara'nın (2011: 12) ifade ettiği gibi 2007-2008 küresel finans krizi döneminde gelişmiş ülke merkez bankalarının uyguladığı para politikalarına bağlı olarak artan küresel likidite yoğun bir şekilde Türkiye gibi ekonomilere yöneldiğinde bu durum banka bilançolarında bozulma, reel kurun değerlenmesi ve hızlı kredi genişlemesine yol açarak finansal istikrarı etkileyebilecek risklerin sistem içerisinde birikmesine yol açabilmektedir. Nitekim, özellikle de Türkiye gibi ekonomilerde sermaye hareketlerindeki volatilitenin finansal ve makroekonomik istikrar konusunda önemli bir rolü olduğu bilinmektedir (Kara, 2012:12). Bu nedenlerle 2007-2008 küresel finans krizinin Türk bankacılık sektörünün sistematik risk düzeyini üzerinde etkili olabilecek en önemli gelişmelerden biri olduğu söylenebilir.

2007-2008 küresel finans krizi öncelikle ABD merkezli olarak başlamış ardından Euro bölgesine yayılmıştır. Bu dönemde ABD'de, daha çok finans sektörünün durumu, ABD merkez bankası FED'in para politikası uygulamaları ve kamu borçlanma limitleri gibi konular öne çıkarken; Avrupa'da, Yunanistan'a yardım, Euro'nun geleceği, mali birlik, Avrupa Finansal İstikrar Fonu gibi konular tartışılmıştır. Bu gelişmelere paralel ABD ve Euro bölgesi yetkilileri iktisadi ve finansal anlamda çeşitli kararlar alıp çeşitli politika karmaları ile krizin etkilerini azaltmaya çalışmışlardır. Bu gelişmeler de Türkiye gibi yükselen piyasa ekonomileri üzerinde çeşitli etkilere yol açmış olabilir.

Bu çalışmada 2007-2008 küresel finans krizinin Türk finans sektörünün yapı taşı olan mevduat bankalarının sistematik risk düzeyi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmanın çeşitli açılardan önemli olduğu düşünülmektedir. Öncelikle, mevduat bankalarının küresel finans sistemi ile giderek daha fazla entegre olduğu bilinmektedir. Bu kriz döneminde ise küresel finans sistemi önemli sorunlar yaşamıştır. Dolayısıyla, küresel sisteme giderek

Ö.BÜBERKÖKÜ

daha fazla entegre olan mevduat bankalarının sistematik risk düzeylerinin bu süreçten ne derece etkilendiğinin incelenmesinin önemli olduğu düşünülmektedir. İkincisi ve daha da önemlisi ise şudur ki 2007-2008 küresel krizi daha çok bankacılık sektörü (mortgage) merkezli bir finansal kriz olarak başlamıştır. Küresel kriz dönemi boyunca da finans sektörünün durumu ve ABD / Avrupa bankalarının krize dayanıklı olup olmadıkları gibi konular yoğun bir şekilde tartışılmıştır. İlginçtir ki Türkiye ekonomisi de 2001 yılında bir finansal kriz yaşamış ve yaşanan bu krizde de bankacılık sektörünün sorunlu yapısı önemli bir rol oynamıştır. Kriz sonrası dönemde ise Türkiye hem daha liberal bir ekonomik yapıya geçmiş hem de bankacılık sektörünü yeniden yapılandırmıştır. Dolayısıyla, 2001 krizi sonrasında yeniden yapılandırılan bankacılık sektörünün sistematik risk düzeyinin küresel kriz döneminden nasıl etkilendiğinin incelenmesinin önemli olduğu düşünülmektedir.

Literatürde küresel krizlerin finansal ve / veya finansal olmayan şirketlerin sistematik risk düzeyleri üzerindeki etkisini inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır³. Örneğin, Chaudhry (2005), Brooks ve Shoung (2006) ile Choudhry vd. (2010) Asya krizinin çeşitli sektörlerde faaliyet gösteren firmaların beta katsayıları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Daha güncel olarak ise 2007-2008 küresel krizinin bankaların sistematik risk düzeyleri üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Örneğin, Caporale (2012) ABD bankacılık sektörünü incelediği çalışmasında ABD bankalarının sistematik risk düzeyinin kriz öncesi dönemde tarihi düşük seviyelere gerilediği sonucuna ulaşmıştır. Dolayısıyla, kriz döneminin hemen öncesi için elde edilen bu tarihi düşük beta

³ Sistematik risk düzeyi beta katsayısı ile ölçülmektedir. Dolayısıyla, çalışma boyunca “beta” ve “sistematik risk” kavramları eş anlamlı olarak kullanılmıştır.

katsayılarına bakarak piyasanın kriz öncesinde ABD bankalarını oldukça az riskli kuruluşlar olarak fiyatladığı sonucuna ulaşmıştır. Bollena vd. (2015) Avustralya bankalarını inceledikleri çalışmalarında genel olarak kriz dönemindeki gelişmelerin bankaların sistematik risk düzeyleri üzerinde etkili olduğunu fakat bankalara bu dönemde mevduat garantisi verilmesinin bankaların sistematik risk düzeyinin azalmasını sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Bessler vd. (2015) ise ABD bankalarının sistematik ve sistematik olmayan risk düzeylerini bileşenlerine ayırdıkları çalışmalarında bankaların sistematik risk düzeyi üzerinde en çok gayrimenkul ve kurumsal kredi riskinin etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışmanın amacı küresel finans krizinin Türk finans sektörünün yapı taşını oluşturan mevduat bankalarının sistematik risk düzeyi üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Çalışmanın literatüre katkısı şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle, yukarıda belirtildiği gibi konunun çeşitli açılardan önemli olmasına rağmen literatürde 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye'deki mevduat bankalarının sistematik risk düzeyi üzerindeki etkisinin henüz incelenmediği görülmektedir. İkincisi, özellikle de Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda sistematik risk (beta) katsayılarının daha çok en küçük kareler (OLS) ile tahmin edildiği görülmektedir. Halbuki bu yöntem beta katsayısının sabit olduğu varsayımına dayanmaktadır. Literatürde ise beta katsayılarının çeşitli faktörlere bağlı olarak zamanla değiştiği genel olarak ifade edilmektedir (Fabozzi ve Francis,1978; Blume,1971; Brooks ve Faff, 1997; Lie, Brooks ve Faff, 2000; Choudhry, 2005; Mergner ve Bulla 2008; Choudhry vd., 2010). Bu nedenle, bu çalışmada beta katsayılarının zamanla değişmesine izin veren asimetrik AR(p)-DBEKK-GARCH(1,1) ile AR(p)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modellerinden yararlanılmıştır. Üçüncüsü, bu çalışmada her bir banka için elde edilen beta katsayılarının yapısal kırılmalar altında durağan olup

Ö.BÜBERKÖKÜ

olmadıkları da incelenmiştir. Nitekim, bu durum bankaların sistematik risk düzeylerine dönük olası bir şokun etkilerinin anlaşılabilmesi açısından önemli bilgiler sunabilmektedir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta, üçüncü bölümde bulgular sunulmakta dördüncü bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

2. VERİ VE METODOLOJİ

2.1. Veri

Çalışma Ocak 2002 ile Şubat 2015 dönemini kapsamakta ve günlük verilerden oluşmaktadır⁴. Çalışmada BIST'te işlem gören 9 mevduat bankası incelenmiştir. Bu bankalar Akbank, Garanti Bankası, İş Bankası, Yapı Kredi Bankası, Vakıfbank, Şekerbank, TEB, Tekstilbank ve Alternatifbank'tır⁵. Çalışmada bu bankalar için sırasıyla AKBNK, GRNBK, ISBNK, YPKBNK, VKFBNK, SKRBNK, TEBNK, TKSBNK ve ALTBNK ifadeleri kullanılmıştır. Çalışmada piyasa getirisini temsilen BIST100 endeksinden yararlanılmıştır. Risksiz faiz oranlarını temsilen ise

⁴ Çalışmanın başlangıç yılının 2002 yılı olarak belirlenmesinin nedeni 2001 krizi sonrasında Türkiye'nin hem daha liberal bir ekonomik yapıya geçmiş olması hem de bu dönem sonrasında bankacılık sektörünün yeniden yapılandırılmış olmasıdır.

⁵ Normalde Denizbank, Finansbank ve Halkbankası hisseleri de BIST'te işlem görmektedir. Fakat, Denizbank ve Finansbank'ın çalışma dönemini kapsayan önemli bir zaman dilimi için halka açıklık oranlarının % 1'in altında olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, bu bankaların hisse senedi fiyatlarındaki hareketlerin bankaların genel durumunu yansıtmaktan uzak olacağı düşünülmektedir. Bu nedenle de bu bankalar çalışmaya dahil edilmemiştir. Halkbankası'nın ise halka açılma tarihi Mayıs 2007 olduğundan kriz öncesi döneme ilişkin yeterli veri içereyebileceği düşüncesiyle bu banka da analiz dışında tutulmuştur.

gösterge tahvil faizi kullanılmıştır^{6,7}. Tüm veriler FINNET'ten temin edilmiştir.

2.2. Metodoloji

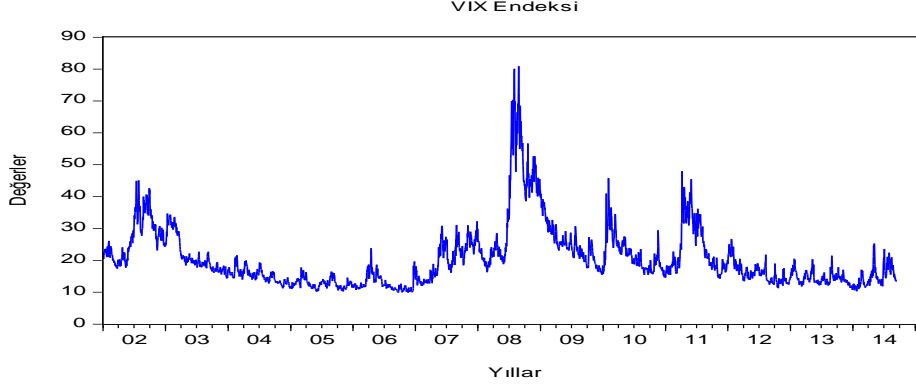
2007-2008 küresel finans krizi ile ilgili önemli tartışma konularından birini krizin başlangıç ve bitiş tarihlerinin belirlenmesi oluşturmaktadır. Literatüre bakıldığında küresel krizin genelde iki ayrı döneme ayrıldığı görülmektedir. Bu dönemler, krizin daha çok ABD merkezli olarak ortaya çıktığı ilk dönem ile krizin daha çok Euro bölgesi borç krizi olarak tanımlandığı ikinci dönemdir. Bu iki dönemi birbirinden ayırmak çok kolay olmamakla birlikte bu çalışmada Dimitriou vd. (2013) ile Stracca'nın (2015) çalışmalarından hareketle Ağustos 2007 ile Aralık 2009 arası dönem krizin daha çok ABD merkezli olarak ortaya çıktığı ilk dönem; Ocak 2010 ile Aralık 2012 arası dönem ise krizin daha çok Euro bölgesi borç krizi olarak ortaya çıktığı ikinci dönem olarak tanımlanmıştır. Dolayısıyla, çalışma döneminin Ocak 2002 ile Şubat 2015 olduğu düşünüldüğünde, çalışmada Ocak 2002 ile Temmuz 2007 arası dönem kriz öncesi dönem; Ağustos 2007 ile Aralık 2012 arası dönem kriz dönemi; Ocak 2013 ile Şubat 2015 arası dönem ise kriz sonrası dönem olarak tanımlanmıştır. Nitekim, Şekil 1'de gösterilen VIX endeksindeki hareketlere bakıldığında da endeksin daha çok 2007-2012 döneminde oldukça yüksek değerler aldığı görülmektedir. Bu da

⁶ Literatürde risksiz faiz oranını temsilen çeşitli faiz oranları kullanılabilir. Bu çalışmada gösterge tahvil faizinin kullanılması verilere ulaşılabilirlik özelliğinden kaynaklanmaktadır. Ayrıca, bu faiz diğer birçok piyasa faizinin ana eğilimi için gösterge niteliği taşımakta ve yüksek bir işlem hacmine sahip olmaktadır.

⁷ Hisse senedi getirileri günlük logaritmik veriler olduğundan, uyumlu olması açısından, literatürden hareketle, gösterge tahvil faizine (r_0), $\frac{\ln(1+r_0)}{252}$ dönüşümü uygulanmıştır.

Ö.BÜBERKÖKÜ

kriz döneminin 2007-2012 dönemi olarak tanımlanmasını destekleyen bir diğer unsurdur.



Şekil 1. 2002-2015 Dönemi için Günlük VIX Endeksi Değerleri
Kaynak: www. finance. yahoo.com.

2.2.1. Beta Katsayısının Tahmini

Beta katsayısı ilk olarak Sharpe (1964) ve Lintner (1965) tarafından geliştirilen CAPM modeli ile finansal literatürdeki yerini almıştır. CAPM modeli Denklem (1)'deki gibi ifade edilebilir:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada, R_{it} bir hisse senedinden beklenen getiriye, R_{ft} risksiz faiz oranını, R_{mt} piyasa getirisini, α_i sabit terimi, ε_{it} hata terimini, β ise sistematik riski temsil eden beta katsayısını göstermektedir⁸.

Sistematik risk parametresi modern finans teorisinin en önemli parametreleri arasında yer almaktadır. Çünkü hem uygulamada hem de finans teorisinde beta katsayısının reel ve / veya finansal sektör kuruluşlarının sistematik risk düzeyinin bir göstergesi olduğu kabul edilmektedir. Ayrıca, beta katsayısı hisse senetlerinin doğru fiyatlanıp

⁸ Getiriler, serilerin logaritmik farklarınının 100 ile çarpılması ile hesaplanmıştır.

fiyatlanmadığının belirlenmesi, firmaların öz sermaye maliyetinin hesaplanması, türev piyasalarda yapılan hedging (korunma) işlemlerinin etkinliğinin belirlenmesi, portföy yönetiminde Treynor ve Jensen kriterlerine bağlı olarak portföylerin performanslarının ölçülmesi, bir hissenin genel olarak piyasa hareketlerine olan duyarlılığının belirlenmesi, firma değerlemesinde iskonto faktörlerinin belirlenmesi, piyasanın finansal stres düzeyinin ölçülmesi, 3 Faktörlü Fama–French modeli ve Arbitraj Fiyatlama Teorisi gibi finansal varlıkları fiyatlama modellerinin analizi, risk-getiri ilişkisinin gibi bir çok alanda kullanılan bir parametredir (Brooks ve Shoung, 2006: 248; Altınsoy, 2009; Aohna, 2010; Dash, 2016: 54; Kurach ve Stelmach, 2014: 140; Adam, Benecka ve Jansky, 2012: 486; Eisenbeiss, Kauermann ve Semmler, 2007: 504).

Sharpe (1964) ve Lintner (1965) tarafından geliştirilen ve Denklem (1)'de gösterilen CAPM modeli başlangıçta OLS ile tahmin edilmiştir. Fakat, literatürdeki bulgular beta katsayılarının zamanla değiştiğine işaret ettikten sonra, OLS tahmin yönteminin yanlış sonuçlar üretebileceği ifade edilmeye başlanmıştır. Bu nedenle çalışmaların artık zamanla değişen beta katsayısının OLS dışındaki yöntemler ile nasıl modellenebileceğine odaklandığı görülmektedir. Bu kapsamda literatüre bakıldığında daha çok Kalman Filtresi, Schwert ve Seguin (1990) modeli, stokastik volatilité modelleri ve çok değişkenli GARCH modellerinin kullanıldığı görülmektedir (Faff, Hiller ve Hiller, 2000).

Fakat, diğerlerinin yanı sıra Johansson'un (2009: 338) ifade ettiği gibi GARCH tipi modellerin finansal zaman serilerinin karakteristik özelliklerini modellemede gösterdiği başarı bu modellerin beta katsayılarının tahmininde daha çok kullanılması sonucunu doğurmuştur. Ayrıca, diğerlerinin yanı sıra Brooks, Faff ve McKenzie (2002) çok değişkenli GARCH modelleri, Schwert ve Seguin (1990) modeli ve

Ö.BÜBERKÖKÜ

Kalman filtresi gibi farklı modellerin beta tahmin performansını inceledikleri çalışmalarında çok değişkenli GARCH modellerinin diğer alternatiflere göre beta tahmininde daha başarılı sonuçlar sunduğunu ifade etmişlerdir. Bu nedenlerle bu çalışmada da bankaların beta katsayılarının tahmininde çok değişkenli GARCH modellerinden yararlanılmıştır.

2.2.2. Çok Değişkenli GARCH Modellerine Dayalı Beta Tahmini

Beta parametrelerinin zamanla değişmesine izin verebilmek amacıyla literatürde standart CAPM modeli yerine şartlı (conditional) CAPM modeli kullanılmaktadır. Şartlı CAPM Denklem (2)'deki gibi ifade edilebilir (Choudhry, 2005):

$$(R_{it} | I_{t-1}) = \beta_{it-1} E(R_{mt} | I_{t-1}) \quad (2)$$

Burada, R_{it} risksiz getiri üzerindeki hisse senedi getirisini (excess stock return), R_{mt} risksiz getiri üzerindeki piyasa getirisini (excess market return), $E(I | I_{t-1})$ ($t - 1$) dönemindeki bilgi setine bağlı olarak oluşan şartlı beklenti, β_{it} ise zamanla değişen şartlı sistematik risk parametresini ifade etmektedir. β_{it} parametresi Denklem (3)'teki gibi hesaplanmaktadır:

$$\beta_{it} = \frac{cov(R_{it}, R_{mt} | I_{t-1})}{var(R_{mt} | I_{t-1})} \quad (3)$$

Denklem (3)'te pay kısmında yer alan şartlı kovaryans değerleri ile payda da yer alan şartlı varyans değeri çok değişkenli GARCH modellerinden elde edilmektedir. Bu çalışmada çok değişkenli GARCH modelleri olarak asimetrik AR(1)-BEKK-GARCH(1,1) ve AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modellerinden yararlanılmıştır. Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK modeli asimetrik yapıyı dikkate alacak şekilde Denklem (4)'teki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} R_{it} &= \omega + \phi_1 R_{it} + \zeta_{it} ; \zeta_{it} | \nu_{t-1} \sim N(0, h_t) \\ h_t &= CC' + A' \zeta_{it} \zeta_{it}' A + B' h_{t-1} B + D' \tau_{t-1} \tau_{t-1}' D \end{aligned} \quad (4)$$

Burada, R_{it} her bir finansal varlık için getiri denklemini, h_t ise şartlı varyans-kovaryans matrisini göstermektedir. Ayrıca, A , B ve D $N \times N$ boyutlu parametre matrisleri iken C $N \times N$ boyutlu alt üçgensel bir matristir.

Fakat, bu modelde tahmin edilecek parametre sayısı oldukça artmaktadır. Bu da modelin tahmininde işlemsel bir zorluğa sebebiyet vermekte ve serbestlik derecesinin azalmasına yol açmaktadır. A , B ve D matrislerinin diyagonal (köşegen) matris olduğunu varsayan asimetrik diyagonal BEKK-GARCH (DBEKK) modelinde ise tahmin edilecek parametre sayısı azalmakta ve modelin tahmini kolaylaşmaktadır. Bu nedenle çalışmada DBEKK modeli kullanılmış ve zamanla değişen beta katsayıları Denklem (5)'te gösterildiği gibi hesaplanmıştır:

$$\beta_{it} = \frac{h_{12t}}{h_{22t}} \quad (5)$$

Burada h_{12t} , ilgili hisse senedinin getirisi ile piyasa getirisi arasındaki şartlı kovaryans değerini, h_{22t} ise piyasa getirisinin şartlı varyansını göstermektedir.

DCC-GARCH(1,1) modeli ise Engle (2002) tarafından geliştirmiştir. Fakat, bu model finansal zaman serilerinin kısa hafıza özelliğine sahip olduğu varsayımına dayanmaktadır. Halbuki, literatürde finansal zaman serilerinin özellikle varyansının uzun hafıza özelliği sergilediği genel olarak ifade edilmektedir. Bu nedenle diğerlerinin yanı sıra Dimitriou vd.'nın (2013) çalışmalarında da olduğu gibi DCC modeli standart GARCH modeli ile değil finansal zaman serilerinin varyansının uzun hafıza özelliğini dikkate alacak şekilde Baillie vd. (1996) tarafından geliştirilen FIGARCH modeli ile modellenmiştir.

Ö.BÜBERKÖKÜ

AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modelinde şartlı varyans-kovaryans matrisi iki aşamada hesaplanmaktadır. İlk aşamada hem hisse senedi hem de piyasa getirisi için tekil (univariate) AR(1)-FIGARCH(1,d,1) modelleri tahmin edilmekte; ikinci aşamada ise ilk aşamada elde edilen standardize edilmiş hata terimleri kullanılarak DCC modelinin şartlı korelasyon değerlerinin parametreleri tahmin edilmektedir. FIGARCH modeli Denklem (6)'da gösterildiği gibi ifade edilebilir:

$$h_{it} = \omega_o + \psi h_{t-1} + [1 - (1 - \psi L)^{-1}(1 - \phi L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 \quad (6)$$

Burada d , $0 \leq d \leq 1$ olacak şekilde uzun hafıza parametresini göstermektedir. Ayrıca, L gecikme operatörünü; ω_o, ψ ve ϕ ise $\omega_o > 0$, $\psi < 1$ ve $\phi < 1$ olacak şekilde model parametrelerini ifade etmektedir.

DCC modeline ait çoklu şartlı varyans-kovaryans matrisi (H_t) ise Denklem (7)'de gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (7)$$

Burada D_t , tekil AR(1)-FIGARCH(1,1) modellerinden elde edilen ve zamanla değişen şartlı standart sapmanın diyagonal matrisini; R_t , $R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2}$ şeklinde tanımlanan zamanla değişen korelasyon matrisini; Q_t , $Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T + \beta Q_{t-1}$ şeklinde ifade edilen dinamik korelasyon yapısını, \bar{Q} şartsız (unconditional) korelasyon matrisini, ε_t ise standardize edilmiş hata terimleri vektörünü ifade etmektedir. Çalışmada her iki çok değişkenli GARCH modeli de çoklu student t dağılım varsayımı altında tahmin edilmiştir.

3. BULGULAR

Asimetrik AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) model tahmin sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur^{9,10}. Sonuçlar incelendiğinde varyans denklemindeki tüm ARCH ve GARCH parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 1. Asimetrik AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları

	AKBNK	ISBNK	GRNBK	YPKBNK
Getiri denklemi				
C(1)	0.0438(0.264)	0.0482(0.213)	0.1002*(0.013)	0.0293(0.450)
AR(1)	0.0075(0.581)	-0.0106(0.421)	-0.0070(0.597)	-0.0096(0.456)
C(2)	0.0611*(0.018)	0.0573*(0.028)	0.0757*(0.003)	0.0748*(0.004)
AR(1)	0.0193(0.156)	0.022(0.105)	0.0231**(0.080)	0.0026(0.841)
Varyans denklemi				
M(1,1)	0.2762*(0.000)	0.1985*(0.000)	0.1753*(0.000)	0.1679*(0.000)
M(1,2)	0.1642*(0.000)	0.1251*(0.000)	0.1012*(0.000)	0.0913*(0.000)
M(2,2)	0.1162*(0.000)	0.0956*(0.000)	0.0699*(0.000)	0.0639*(0.000)
A(1,1)	0.2881*(0.000)	0.2489*(0.000)	0.2420*(0.000)	0.2278*(0.000)
A(2,2)	0.2359*(0.000)	0.2312*(0.000)	0.2323*(0.000)	0.2411*(0.000)
D(1,1)	-0.1289*(0.000)	-0.1137*(0.000)	0.0777*(0.035)	0.1512*(0.000)
D(2,2)	-0.2251*(0.000)	-0.1801*(0.000)	0.1477*(0.000)	0.0846*(0.021)
B(1,1)	0.9348*(0.000)	0.9510*(0.000)	0.9579*(0.000)	0.9577*(0.000)
B(2,2)	0.9394*(0.000)	0.9490*(0.000)	0.9559*(0.000)	0.9608*(0.000)
LogL	-12010.90	-11655.2	-11929.5	-12302.46
s.d	7.813*(0.000)	7.536*(0.000)	7.2263*(0.000)	5.8629*(0.000)

⁹ Öncesinde, hisse senedi ve piyasa getirilerine gerekli testler uygulanarak getiri serilerinin durağan olduğu, normal dağılıma uymadığı ve ARCH etkisi taşıdıkları belirlenmiştir. Sonuçlar burada gösterilmemiştir. Yazardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

¹⁰Sayfa düzeni nedeniyle VKFBNK’ye ilişkin sonuçlar EK1’de sunulmuştur.

Ö.BÜBERKÖKÜ

	AKBNK		ISBNK		GRNBK		YPKBK	
Beta	1.2791		1.3032		1.3597		1.2480	
Q ist.	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst
Q(50)	54.138	63.426	55.586	65.662	47.429	59.702	80.040*	39.856
Q ² ist.	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst
Q ² (50)	55.595	28.678	32.079	50.348	35.967	59.304	74.523*	50.963
	SKRBNK		ALTBK		TEBNK		TKSBK	
Getiri denklemi								
C(1)	-0.0564(0.113)		-0.0597*(0.040)		-0.0589**(0.064)		-0.0582**(0.097)	
AR(1)	-0.0237(0.111)		-0.0680*(0.000)		-0.0262**(0.060)		-0.0902*(0.000)	
C(2)	0.0665*(0.008)		0.0806*(0.001)		0.0691*(0.004)		0.1275*(0.000)	
AR(1)	-0.0079(0.579)		-0.0163(0.261)		-0.0151(0.281)		-0.0342*(0.016)	
Varyans denklemi								
M(1,1)	0.4886*(0.000)		0.0861*(0.000)		0.0925*(0.000)		0.1667*(0.000)	
M(1,2)	0.1896*(0.000)		0.0355*(0.000)		0.0541*(0.000)		0.0752*(0.000)	
M(2,2)	0.1392*(0.000)		0.0915*(0.000)		0.0740*(0.000)		0.0993*(0.000)	
A(1,1)	0.3776*(0.000)		0.3186*(0.000)		0.2984*(0.000)		0.3360*(0.000)	
A(2,2)	0.2383*(0.000)		0.1905*(0.000)		0.1806*(0.000)		0.2046*(0.000)	
D(1,1)	0.1876*(0.000)		0.2519*(0.000)		0.2374*(0.000)		0.2410*(0.000)	
D(2,2)	0.2608*(0.000)		0.3060*(0.000)		0.2886*(0.000)		0.2940*(0.000)	
B(1,1)	0.8883*(0.000)		0.9311*(0.000)		0.9396*(0.000)		0.9238*(0.000)	
B(2,2)	0.9393*(0.000)		0.9505*(0.000)		0.9562*(0.000)		0.9481*(0.000)	
LogL	-13383.1		-13352.69		-13215.41		-13694.7	
s.d	4.5656*(0.000)		4.4406*(0.000)		4.4974*(0.000)		4.598*(0.000)	
Beta	0.8702		0.6568		0.8066		0.8736	
Q ist.	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst
Q(50)	62.729	52.267	74.165*	42.698	56.485	66.453	64.244	63.654
Q ² ist.	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst	rbnk	rbst
Q ² (50)	68.837*	59.081	51.194	34.928	41.412	49.654	111.51*	31.020

Burada M sabit terimleri; A, ARCH; B, GARCH ; D ise asimetri parametrelerini göstermektedir. "s.d." student t dağılım parametresini, "LogL" ise loglikelihood değerini ifade etmektedir. *, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. rbnk ile rbst ifadeleri ise ilgili bankaların ve BIST100 endeksinin kalıntı değerlerini temsil etmektedir.

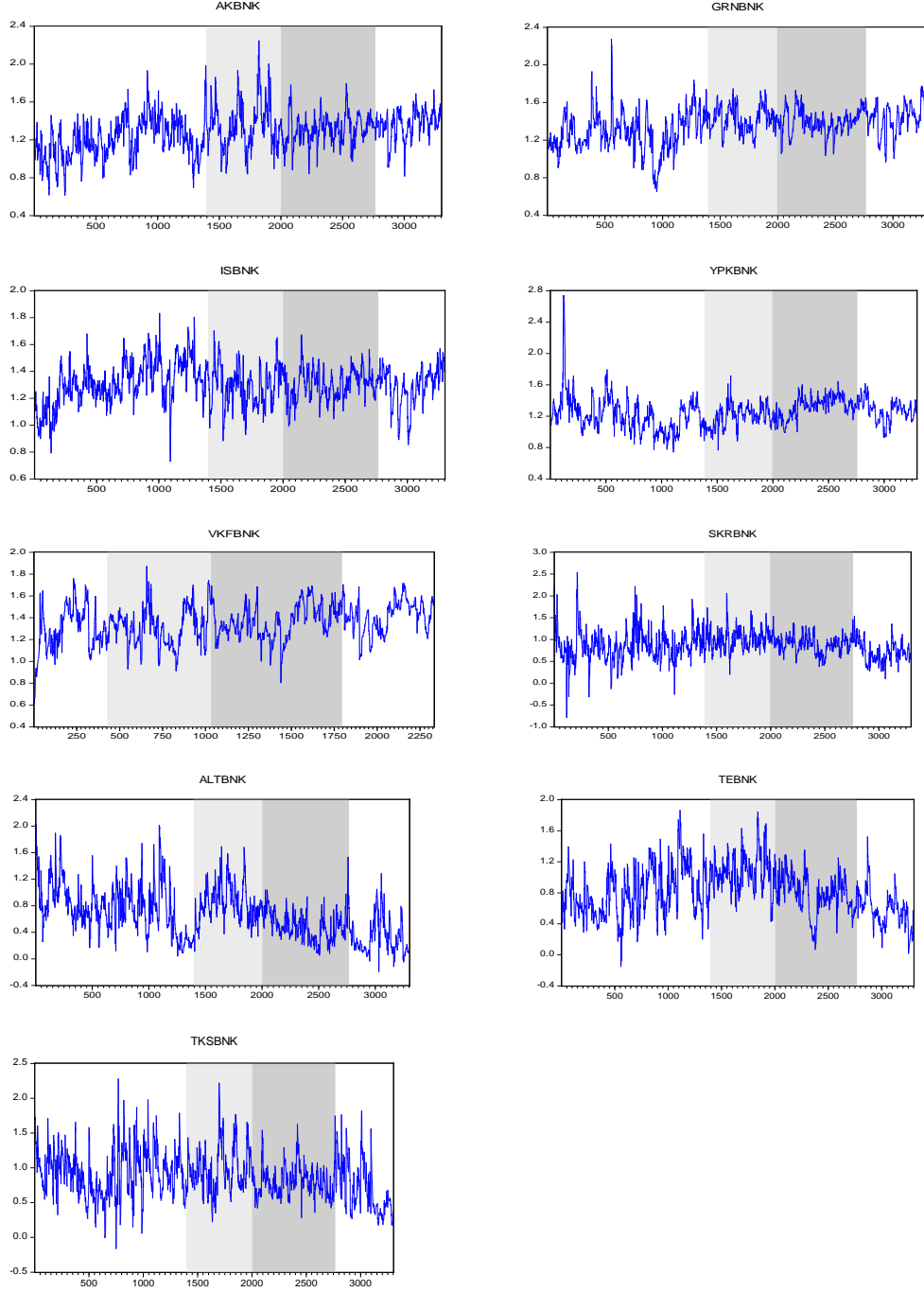
Ayrıca, asimetri parametreleri de her durumda istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Bu durum pozitif ve negatif şokların şartlı varyans üzerindeki etkisinin farklı olduğu anlamına gelmektedir.

Modellerin standardize edilmiş hata terimleri ile standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q (k) ve $Q^2(k)$ test istatistikleri de %5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının çoğu durumda giderildiğini ifade etmektedir¹¹. Ayrıca, her durumda student t dağılım parametresi de istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Bu kapsamda her bir banka için tüm dönem dikkate alınarak elde edilen günlük sistematik risk düzeylerinin ortalama değerlerine bakıldığında (Tablo 1) bu değerlerin 0.657 ile 1.359 arasında değiştiği, büyük ölçekli bankaların beta değerlerinin 1'in belirgin bir şekilde üzerinde; küçük ve orta ölçekli bankaların beta katsayılarının ise 1'in belirgin bir şekilde altında olduğu görülmektedir. Tüm dönem için bankaların zamanla değişen sistematik risk düzeylerinin genel seyrine bakıldığında ise (Şekil 2) kriz dönemi ile birlikte bazı bankaların sistematik risk düzeylerinin artmış olabileceğine dair bazı önsel bulgular olduğu ifade edilebilir.

Daha spesifik sonuçlar elde etmek amacıyla tüm dönem için hesaplanan ortalama beta değerlerine kriz öncesi dönem, kriz dönemi ve kriz sonrası dönem için bakıldığında (Tablo 2) AKBNK, GRNBK, YPKBNK, VKFBNK, SKRBNK ve TEBNK'nin beta katsayılarının kriz dönemi ile birlikte artış gösterdiği ve artış oranlarının en çok TEBNK, AKBNK,

¹¹ Normalde, GARCH tipi modellerin değişen varyans sorununu gidermesi beklenir. Fakat, özellikle çok değişkenli GARCH modellerinde bu durum literatürde karşılaşılan bir durumdur. Bu kapsamdaki bazı çalışmalar için bkz: Dimitriou vd. (2013), Chiang vd. (2007), Yiu vd. (2010), Syllignakis ve Kouretas (2011). Ayrıca, bu çalışmada DCC-FIGARCH gibi alternatif bir model spesifikasyonuna da yer verilmiştir. Bu modelin değişen varyans sorununu her durumda giderdiği görülmüştür. Bu kapsamdaki bulgulara da çalışmanın ilerleyen bölümlerinde yer verilmiştir.

Ö.BÜBERKÖKÜ



Şekil 2. Asimetrik AR(1)-DBEKK(1,1) Modelinden Elde Edilen Zamanla Değişen Şartlı Sistematik Risk Katsayıları

Not: 2007-2008 küresel kriz dönemi koyu renkler ile gösterilmiştir. Bu renklere ilk krizin ABD merkezli dönemini, ikincisi ise Euro merkezli dönemini ifade etmektedir.

GRNBK ve SKRBNK’de olduğu anlaşılmaktadır. En düşük artış oranı ise yaklaşık %4 ile VKFBK ve YPKBNK’de görülmektedir. ISBNK, ALTBK ve TKSBNK’ye bakıldığında ise bu bankaların beta değerlerinin kriz dönemi ile birlikte azaldığı anlaşılmaktadır. Azalış oranlarına bakıldığında ISBNK, TKSBNK ve ALTBK için bu değerlerin sırasıyla yaklaşık %1, %6 ve %18 oranında olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu da bu üç bankanın süreçten pozitif bir şekilde ayrışığına işaret etmektedir. Ayrıca, tüm kriz dönemi ABD merkezli dönem ve Euro merkezli dönem olarak iki ayrı alt döneme ayrıldığında bankaların sistematik risk düzeyleri üzerinde daha çok krizin ABD merkezli döneminin etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 2. Küresel Krizin Beta Katsayıları Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

	Kriz Öncesi Dönem	Tüm Kriz Dönemi	Krizin ABD Merkezli Dönemi	Krizin Euro Merkezli Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
AKBNK	1.198	1.329	1.353	1.309	1.361
ALTBK	0.790	0.648	0.841	0.493	0.335
GRNBK	1.283	1.409	1.421	1.398	1.436
ISBNK	1.313	1.297	1.287	1.304	1.293
SKRBNK	0.857	0.941	1.010	0.887	0.725
TEBNK	0.795	0.907	1.071	0.776	0.584
TKSBNK	0.931	0.878	0.972	0.792	0.714
YPKBNK	1.219	1.266	1.197	1.323	1.276
VKFBK	1.290	1.343	1.315	1.366	1.418

Bankaların sistematik risk düzeyleri açısından kriz dönemi kadar kriz sonrası dönem de önemli olabilmektedir. Çünkü, kriz dönemindeki gelişmeler bankaların sistematik risk düzeylerini negatif etkilerken kriz sonrası dönemde bu etkiler etkinliğini yitirmiş olabilir veya tersine bazı bankaların kriz döneminde yaşadıkları sorunlara bağlı olarak sistematik risk düzeyleri kriz sonrası dönemde de artışını sürdürmüş olabilir. Bu nedenle bankaların kriz sonrası dönem için ortalama beta değerlerine bakıldığında

Ö.BÜBERKÖKÜ

kısmen YPKBNK'nin fakat özellikle AKBNK, GRNBK ve VKFBNK'nin beta katsayılarının belirgin bir şekilde kriz öncesi dönemin üzerinde kalmaya devam ettiği diğer tüm bankaların ise sistematik risk düzeylerinin ya yaklaşık kriz öncesi dönemdeki seviyelerine ya da bu seviyelerin altına gerilediği görülmektedir. Durumu üç büyük banka için daha spesifik olarak ifade etmek gerekirse AKBNK, GRNBK ve VKFBNK'nin kriz sonrası dönemdeki beta katsayılarının kriz öncesi döneme göre sırasıyla yaklaşık % 14, %12 ve %10 oranında daha yüksek olduğu anlaşılmaktadır.

3.1. Beta Katsayılarındaki Değişimin İstatistiksel Anlamlılığının İncelenmesi

Çalışmanın bu aşamasında daha önce yapılan analizlere daha formel bir yapı kazandırmak ve bankaların beta değerlerinde meydana gelen ve yukarıda değinilen değişimlerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla literatürden hareketle Denklem (8)'deki model kurulmuş ve bu model OLS ile tahmin edilmiştir.

$$\beta_{ij,t} = c + \psi_1 D_{1t} + \psi_2 D_{2t} + v_{ij,t} \quad (8)$$

Burada $\beta_{ij,t}$ asimetrik DBEKK-GARCH(1,1) ile DCC-FIGARCH(1,d,1) modellerinden elde edilen zamanla değişen şartlı beta katsayılarını; D_1 kriz döneminde beta değerlerinde meydana gelen değişimleri temsil eden ve Ağustos 2007 ile Aralık 2012 dönemi için 1 diğer dönemler için 0 değerini alan kukla değişkeni; D_2 ise kriz sonrası dönemde beta değerindeki değişimleri temsil eden ve Ocak 2013 ile Şubat 2015 arası dönem için 1 diğer dönemler için 0 değerini alan kukla değişkeni göstermektedir. ψ_1 ve ψ_2 ile c ise sırasıyla model parametrelerini ve sabit terimi ifade etmektedir.

Bu modelden elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, beklendiği gibi, bulguların yukarıdaki analizlerle uyumlu olduğu görülmektedir.

Tablo 3. Asimetrik DBEKK-GARCH(1,1) Betaları için OLS Tahmin Sonuçları

	C (Kriz Öncesi Dönem)	Tüm Kriz Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
AKBNK	1.198*(0.000)	0.1306*(0.000)	0.1629*(0.000)
ALTBNK	0.790*(0.000)	-0.1423*(0.000)	-0.4555*(0.000)
GRNBK	1.283*(0.000)	0.1259*(0.000)	0.1532*(0.000)
ISBNK	1.313*(0.000)	-0.0165*(0.003)	-0.0199*(0.008)
SKRBNK	0.857*(0.000)	0.0830*(0.000)	-0.1323*(0.000)
TEBNK	0.795*(0.000)	0.1124*(0.000)	-0.2114*(0.000)
TKSBNK	0.931*(0.000)	-0.0519*(0.000)	-0.2171*(0.000)
YPKBNK	1.219*(0.000)	0.0476*(0.000)	0.0575*(0.000)
VKFBNK	1.290*(0.000)	0.0532*(0.000)	0.1277*(0.000)

*,% 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Daha da önemlisi, hem kriz döneminde hem de kriz sonrası dönemde bankaların sistematik risk düzeylerinde meydana gelen ve daha önce değinilen tüm değişimlerin %5 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır.

3.2. Farklı Model Spesifikasyonları Karşısında Bulguların Değişip Değişmediğinin İncelenmesi (Robustness Check)

Belirtilen bu bulgulara rağmen literatüre bakıldığında, analizlerde kullanılacak farklı modellerin farklı sonuçlara işaret edebileceği görülmektedir. Dolayısıyla, sonuçların farklı model spesifikasyonlarına karşı dirençli olup olmadığını incelemek amacıyla çalışmanın bu aşamasında AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modeli kullanılarak analizler yinelenmiştir¹². AR(1)-DCC-FIGARCH (1,d,1) model tahmin sonuçları

¹² Öncesinde hem getiri hem de varyans serilerinde uzun hafıza özelliği olup olmadığı. Geweke vd. (GPH) (1983) ile Robinson ve Henry (1999) GSP testleri ile incelenmiştir. Bulgular getiri serilerinin kısa, varyans serilerinin ise uzun hafıza özelliği sergilediğini göstermiştir. Bu da AR(p)-DCC-FIGARCH model yapısının kullanılmasını desteklemektedir. Fakat sadelik sağlamak amacıyla sonuçlar burada gösterilmemiştir. Yazardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

Ö.BÜBERKÖKÜ

Tablo 4'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde DCC model tahmin sonuçlarındaki tüm θ_1 ve θ_2 parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca, çoklu student t dağılım parametresi ile banka hisseleri ve BIST100 endeksi arasındaki şartlı korelasyon değerleri de her durumda istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Dahası, modellerin standardize edilmiş hata terimleri ile standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q (k) ve Q^2 (k) test istatistikleri %5 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının her durumda giderildiğine işaret etmektedir. Her bir banka için tekil AR(1)-FIGARCH (1,d,1) model tahmin sonuçlarına bakıldığında da SKRBNK ve ALTBNK dışındaki tüm bankalar için neredeyse her durumda varyans denklemindeki ARCH, GARCH ve uzun hafıza parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu, uzun hafıza parametresinin de 0.3029 ile 0.4284 arasında değişen değerler aldığı görülmektedir. SKRBNK ve ALTBNK içinse ARCH ve GARCH parametreleri negatif değerler almakta ve bu değerler %10 anlamlılık düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı çıkmamaktadır. Bu nedenle bu iki banka AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) model analizinin dışında tutulmuştur¹³.

¹³BIST100 endeksi için AR(1)-FIGARCH(1,d,1) model tahmin sonuçlarına gelince, her durumda ARCH, GARCH ve uzun hafıza parametrelerinin pozitif değerler aldığı ve ARCH parametresi kaynaklı bazı durumlar dışında her durumda ARCH, GARCH ve uzun hafıza parametresinin istatistiki olarak anlamlı olduğu ve bu parametrelerin sırasıyla yaklaşık 0.136,0.453 ve 0.413 gibi değerler aldığı görülmüştür. Fakat, her bir banka için BIST100 endeksi sonuçlarını tekrar yazmamak amacıyla bu sonuçlara Tablo 4'te yer verilmemiştir. Yine de yazardan talep edilmesi durumunda daha ayrıntılı sonuçlara ulaşılabilir. Ayrıca tüm parametrelerin her zaman istatistiki olarak anlamlı çıkmaması bu tür sofistike modellerde karşılaşılan bir durumdur. Benzer çalışmalar için bakınız: Dimitriou vd.(2013); Chkili vd. (2012); Aloui ve Mabrouk (2012).

Tablo 4. AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) Model Tahmin Sonuçları

	AKBNK	ISBNK	GRNBK	YPKBNK	VKFBK
Getiri denklemi					
C	0.07**(0.08)	0.056(0.18)	0.095*(0.03)	0.08**(0.06)	0.064(0.21)
AR(1)	0.005(0.79)	0.005(0.789)	-0.001(0.93)	0.035*(0.07)	0.051*(0.02)
Varyans denklemi parametreleri					
C	0.47*(0.014)	0.55*(0.05)	0.434*(0.03)	0.34*(0.02)	0.48*(0.008)
d	0.335*(0.00)	0.302*(0.00)	0.339*(0.00)	0.365*(0.00)	0.332*(0.00)
Arch	0.093(0.430)	0.157(0.27)	0.203*(0.04)	0.248*(0.01)	0.136*(0.09)
Garch	0.352*(0.01)	0.385*(0.03)	0.481*(0.00)	0.484*(0.00)	0.400*(0.00)
DCC model sonuçları					
θ_1	0.040*(0.00)	0.032*(0.00)	0.032*(0.00)	0.037*(0.00)	0.032*(0.00)
θ_2	0.925*(0.00)	0.951*(0.00)	0.957*(0.00)	0.947*(0.00)	0.966*(0.00)
s.d	7.990*(0.00)	7.661*(0.00)	7.477*(0.00)	6.504*(0.00)	7.541*(0.00)
Corr	0.855*(0.00)	0.882*(0.00)	0.873*(0.00)	0.846*(0.00)	0.7048*(0.006)
LogL	-12009.76	-11654.93	-11913.05	-12293.19	-8343.47
Beta	1.2622	1.3020	1.3439	1.2602	1.3127
Q ist.	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst
Q(50)	48.9 54.2	53.7 65.5	38.1 51.6	61.8 40.7	31.9 42.1
Q ² ist.	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst
Q ² (50)	52.1 26.1	48.4 56.6	43.0 61.2	45.3 38.6	37.8 35.4

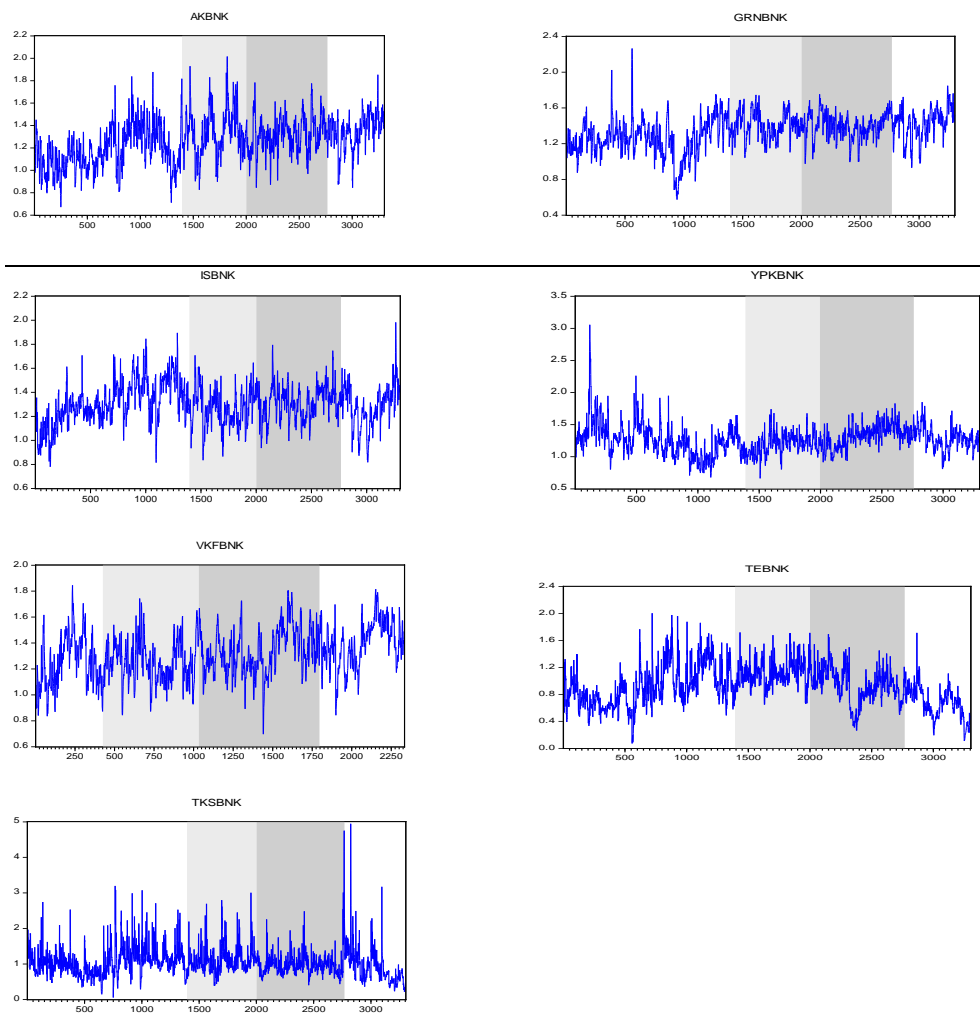
Ö.BÜBERKÖKÜ

	SKRBNK	ALTBNK	TEBNK	TKSBNK
Getiri denklemi				
C	0.051(0.221)	0.039(0.28)	0.040(0.339)	-0.028(0.53)
AR(1)	0.037(0.162)	-0.013(0.569)	0.009(0.663)	-0.07*(0.00)
Varyans denklemi parametreleri				
C	0.944*(0.00)	0.76**(0.06)	0.327(0.264)	0.270(0.234)
D	0.337*(0.00)	0.381*(0.00)	0.353*(0.01)	0.428*(0.00)
Arch	-0.163(0.35)	-0.221(0.38)	0.451*(0.01)	0.694*(0.00)
Garch	-0.068(0.70)	-0.045(0.87)	0.638*(0.00)	0.773*(0.00)
DCC model sonuçları				
θ_1	0.055*(0.00)	0.019*(0.00)	0.036*(0.00)	0.059*(0.00)
θ_2	0.911*(0.00)	0.974*(0.00)	0.942*(0.00)	0.904*(0.00)
s.d	5.134*(0.00)	4.888*(0.00)	4.995*(0.00)	4.997*(0.00)
Corr	0.630*(0.000)	0.537*(0.000)	0.608*(0.00)	0.594*(0.00)
LogL	-13404.98	-13389.87	-13254.70	-13734.6
Beta	0.9499	0.7576	0.9009	0.9959
Q ist.	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst
Q(50)	43.15 43.71	59.01 46.08	51.68 59.08	59.10 55.01
Q ² ist.	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst	rbnk rbst
Q ² (50)	38.79 37.96	31.55 44.18	33.47 51.70	43.52 63.10

“s.d.” student t dağılım parametresini, “LogL”, loglikelihood değerini,corr ise değişkenler arasındaki ortalama şartlı korelasyon değerini ifade etmektedir. *, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. rbnk ile rbst ifadeleri ise ilgili bankaların ve BIST100 endeksinin kalıntı değerlerini temsil etmektedir.

AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modeli ile tüm dönem dikkate alınarak her bir banka için hesaplanan günlük sistematik risk düzeylerinin ortalama değerlerine bakıldığında (Tablo 4) bu değerlerin 0.76 ile 1.34 arasında değiştiği; büyük ölçekli bankaların beta katsayılarının 1’in belirgin bir şekilde üzerinde, küçük ve orta ölçekli bankaların beta katsayılarının ise genel olarak 1 civarında olduğu anlaşılmaktadır. Tüm dönem için bankaların zamanla değişen günlük sistematik risk düzeylerine ait şekillere bakıldığında ise (Şekil 3) sistematik risk düzeylerinin DBEKK sonuçlarına

göre daha volatil görünmekle birlikte ana eğilimlerin benzer olduğu anlaşılmaktadır.



Şekil 3. AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) Modelinden Elde Edilen Zamanla Değişen Şartlı Sistematik Risk Parametreleri

Not: 2007-2008 küresel kriz dönemi koyu renkler ile gösterilmiştir. Bu renklere ilki krizin ABD merkezli dönemini, ikincisi ise Euro merkezli dönemini ifade etmektedir.

Örneğin, yine ISBNK ve TKSBNK'nin ise beta değerlerinin azaldığı AKBNK, GRNBANK, YPKBNK, VKFBNK ve TEBNK'nin beta katsayılarının ise kriz dönemi ile birlikte artış gösterdiği gözlemlenmektedir

Ö.BÜBERKÖKÜ

(Tablo 5). Artış oranlarına bakıldığında YPKBNK ve VKFBNK'nin beta değerlerinde meydana gelen artışların (sırasıyla yaklaşık %1 ve %4 gibi) pek önemli bir artış oranına işaret etmediği ifade edilebilir. AKBNK, GRBNK ve TEBNK'de ise yine belirgin artışlar olduğu (sırasıyla yaklaşık %13, %12 ve %12) anlaşılmaktadır. Beta katsayılarındaki düşüş oranlarına bakıldığında ise bu oranların ISBNK ve TKSBNK için sırasıyla yaklaşık %1 ve %3 olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca, tüm kriz dönemi ABD merkezli dönem ve Euro merkezli dönem olarak incelendiğinde bankaların sistematik risk düzeyleri üzerinde yine daha çok krizin ABD merkezli döneminin etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo5. Küresel Krizin Beta Katsayıları Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Bankalar	Kriz Öncesi Dönem	Tüm Kriz Dönemi	Krizin ABD Merkezli Dönemi	Krizin Euro Merkezli Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
AKBNK	1.174	1.321	1.334	1.310	1.343
GRNBK	1.254	1.402	1.409	1.396	1.429
ISBNK	1.311	1.296	1.268	1.319	1.292
TEBNK	0.893	0.998	1.104	0.913	0.676
TKSBNK	1.028	1.000	1.073	0.942	0.900
YPKBNK	1.251	1.263	1.195	1.318	1.275
VKFBNK	1.246	1.300	1.257	1.335	1.397

Kriz sonrası dönem için bankaların ortalama beta değerlerine bakıldığında AKBNK, GRNBK ve VKFBNK'nin beta katsayılarının kriz öncesi dönemin üzerinde olduğu kalan diğer tüm bankaların ise sistematik risk düzeylerinin ya kriz öncesi dönemdeki seviyelerine yakın değerler aldığı ya da bu seviyelerinin altına düştüğü anlaşılmaktadır. Durumu, beta katsayıları belirgin bir artış gösteren bankalar için daha spesifik olarak ifade etmek gerekirse özellikle AKBNK, GRNBK ve VKFBNK için kriz sonrasında beta katsayılarının kriz öncesinden sırasıyla yaklaşık % 14, %14 ve %12 oranında daha yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, kısaca

belirtmek gerekirse AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) model tahmin sonuçlarının da AR(1)-asimetrik DBEKK(1, 1) model tahmin sonuçlarını desteklediği ifade edilebilir. Bu da belirtilen bulguların güvenilirliğini artırmaktadır.

Ayrıca, AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) modelinde olduğu gibi yapılan tüm bu analizlere daha formel bir yapı kazandırmak ve bankaların beta değerlerinde meydana gelen ve yukarıda değinilen değişimlerin istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modellerinden elde edilen zamanla değişen şartlı beta katsayıları için de Denklem (8)'deki model tahmin edilmiş ve bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. DCC FIGARCH Betaları için OLS Tahmin Sonuçları

	C (Kriz Öncesi Dönem)	Tüm Kriz Dönemi	Kriz Sonrası Dönem
AKBNK	1.174*(0.000)	0.1471*(0.000)	0.1690*(0.000)
GRNBK	1.254*(0.000)	0.1476*(0.000)	0.1754*(0.000)
ISBNK	1.311*(0.000)	-0.0149*(0.020)	-0.0187*(0.027)
TEBNK	0.893*(0.000)	0.1053*(0.000)	-0.2173*(0.000)
TKSBNK	1.028*(0.000)	-0.0284*(0.000)	-0.1286*(0.000)
YPKBNK	1.251*(0.000)	0.0123(0.138)	0.0237*(0.031)
VKFBK	1.246*(0.000)	0.0540*(0.000)	0.1506*(0.000)

*,% 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Sonuçlar incelendiğinde öncelikle, beklendiği gibi, bulguların yukarıda yapılan analizlerle uyumlu olduğu anlaşılmaktadır. Daha da önemlisi, hem kriz döneminde hem de kriz sonrası dönemde bankaların sistematik risk düzeylerindeki tek bir istisna dışındaki tüm değişimlerin %5 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır.

Ö.BÜBERKÖKÜ

3.3. Beta Katsayılarının Durağanlık Özelliklerinin İncelenmesi

Bu aşamaya kadar beta katsayıları ile ilgili olarak yapılan tüm bu analizler kadar önemli olan bir diğer nokta ise beta katsayılarının durağan olup olmadığının incelenmesidir. Çünkü, beta katsayılarının durağan olup olmadığı bankaların bir şok ile karşılaşması durumunda sistematik risk düzeylerinin belli bir süre sonra tekrar kendi ortalama değerine dönüp dönmediği konusunda bilgi vermektedir. Bu nedenle, bu çalışmada asimetrik AR(1)-DBEKK(1,1) ile AR(1)-DCC-FIGARCH (1,d,1) modellerinden elde edilen sistematik risk parametrelerinin durağan olup olmadığı da incelenmiştir. Bu kapsamda ilk olarak, çalışmanın kriz dönemini içermesi nedeniyle, beta katsayılarında yapısal değişimler olup olmadığı incelenmiştir. Bu amaçla da diğerlerinin yanı sıra Caporale (2012) ve Ciner'in (2015) çalışmalarından olduğu gibi Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait *UDmax* ve *WDmax* test istatistikleri ile Quandt-Andrews (1993) (QA) testine ait *Max LRF*, *Exp LRF* ve *Ave LR F* test istatistiklerinden yararlanılmıştır¹⁴. Tüm test istatistiklerinin H_0 hipotezi “serilerde yapısal kırılma yoktur” şeklindedir. Bu test istatistiklerine ait sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde tüm test istatistiklerinin %5 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde serilerde yapısal kırılma olmadığını ifade eden H_0 hipotezini reddettiği görülmektedir. Dolayısıyla, beta katsayılarının tamamının yapısal değişimler içerdiği anlaşılmaktadır. Bu durum da beta katsayılarının sabit ve / veya istikrarlı bir değişken olmadığı ve farklı rejimler içerdiği anlamına gelmektedir.

¹⁴ Bu test istatistiği Max Wald F, Exp Wald F ve Ave Wald F olmak üzere üç test istatistiği daha içermektedir. Fakat, bu test istatistikleri daha çok non-linear model yapıları için geçerli olduğundan bu çalışmada bu test istatistikleri üzerinde durulmamıştır.

Tablo 7. DBEKK ve DCC-FIGARCH Betaları için Bai ve Peron (1998, 2003) ve QA Test Sonuçları

	UDmax	WDmax	Max. LR F	Exp LR F	Ave LR F
Asimetrik DBEKK betalarına uygulanan test sonuçları					
AKBNK	38.153*	38.153*	815.32*(0.000)	401.22*(0.000)	324.86*(0.000)
ALTBNK	20.675*	21.909*	1297*(0.000)	642.82*(0.000)	708.03*(0.000)
GRNBK	17.184*	17.180*	875.53*(0.000)	431.03*(0.000)	300.87*(0.000)
ISBNK	11.843*	14.073*	273.15*(0.000)	130.91*(0.000)	43.24*(0.000)
SKRBNK	20.675*	21.909*	235.11*(0.000)	110.4*(0.000)	52.864*(0.000)
TEBNK	21.216*	25.213*	581.37*(0.000)	284.95*(0.000)	198.79*(0.000)
TKSBNK	10.875*	10.875*	280.3*(0.000)	135.16*(0.000)	122.6*(0.000)
YPKBNK	30.369*	55.038*	330.52*(0.000)	159.4*(0.000)	122.6*(0.000)
VKFBNK	12.959*	12.959*	376.5*(0.000)	182.8*(0.000)	149.4*(0.000)
DCC-FIGARCH betalarına uygulanan test sonuçları					
AKBNK	46.217*	46.217*	985.58*(0.000)	486.87*(0.000)	448.93*(0.000)
GRNBK	14.667*	14.667*	1029.4*(0.000)	507.97*(0.000)	363.0*(0.000)
ISBNK	12.838*	13.017*	349.93*(0.000)	169.20*(0.000)	58.05*(0.000)
TEBNK	108.23*	133.11*	580.09*(0.000)	283.4*(0.000)	222.49*(0.000)
TKSBNK	30.207*	36.037*	110.6*(0.000)	48.27*(0.000)	35.67*(0.000)
YPKBNK	48.534*	72.978*	300.92*(0.000)	145.27*(0.000)	90.43*(0.000)
VKFBNK	11.803*	11.803*	460.43*(0.000)	224.98*(0.000)	193.17*(0.000)

*, %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Bai ve Perron (1998,2003) testinde triminaj 0.15, maksimum yapısal kırılma sayısı 5 olarak alınmıştır. Hata teriminin dağılımının yapısal kırılmalar arasında değişimine izin verilmiştir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla 8.88 ve 9.91'dir. QA testinde de triminaj 0.15 alınmıştır. QA test istatistikleri için verilen olasılık değerleri Hansen (1997) yöntemine göre hesaplanan olasılık değerleridir.

Beta katsayılarının yapısal kırılmalar altında durağanlığının incelenmesinde ise Zivot ve Andrews (1992) ile Clemente vd. (1998) yapısal kırılmalı birim kök testlerinden yararlanılmıştır¹⁵. Zivot ve Andrews

¹⁵ Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi ile uyumlu olması amacıyla Clemente vd.(1998) birim kök testi de tek yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde uygulanmıştır.

Ö.BÜBERKÖKÜ

(1992) testi literatürde yaygın olarak kullanılan bir testtir. Clemente vd. (1998) testinin avantajı ise serilerdeki yapısal kırılmanın ani bir şekilde mi (a sudden shift) yoksa kademeli olarak mı (a gradual shift) gerçekleştiğini dikkate alarak serilerin durağanlık özelliklerini inceleyebilmesidir. Clemente vd. (1998) testi bu amaçla AO modeli (additive outlier) ve IO modeli (innovation outlier) olmak üzere iki farklı model spesifikasyonunu içinde barındırmaktadır. AO modeli serilerdeki ani yapısal değişimler için uygun bir model spesifikasyonu iken IO modeli serilerde kademeli olarak gerçekleşen yapısal değişimler için uygun bir model spesifikasyonudur. Her iki model yapısı da dikkate alınarak uygulanan birim kök testi sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde hem Zivot ve Andrews (1992) hem de Clemente vd. (1998) testine ait AO ve IO model spesifikasyonlarının tamamının her durumda beta katsayılarının durağan olduğuna işaret ettiği görülmektedir. Beta katsayılarının durağan çıkması ise bankaların sistematik risk düzeylerine bir şok gelmesi durumunda bu şokun kalıcı etkilere yol açmaktan ziyade belli bir süre sonra kendi kendine sistemin dışına çıkabileceği anlamına gelmektedir.

Tablo 8. Asimetrik DBEKK ve DCC-FIGARCH Betaları için Birim Kök Testi Sonuçları

	Asimetrik DBEKK(1,1) betaları			DCC-FIGARCH (1,d,1) betaları		
	ZA	IO	AO	ZA	IO	AO
AKBNK	-10.850* <u>-4.800</u>	-7.370* <u>-4.270</u>	-8.038* <u>-3.560</u>	-12.874* <u>-4.800</u>	-7.369* <u>-4.270</u>	-8.316* <u>-3.560</u>
ALTBNK	-10.466* <u>-4.800</u>	-9.833* <u>-4.270</u>	-9.831* <u>-3.560</u>			
GRNBK	-9.350* <u>-4.800</u>	-7.526* <u>-4.270</u>	-9.442 <u>-3.560</u>	-12.550* <u>-4.800</u>	-10.998* <u>-4.270</u>	-8.033* <u>-3.560*</u>
ISBNK	-10.496* <u>-4.800</u>	-7.239* <u>-4.270</u>	-10.292* <u>-3.560</u>	-10.669* <u>-4.800</u>	-6.425* <u>-4.270</u>	-8.074* <u>-3.560</u>

SKRBNK	-13.585* <u>-4.800</u>	-6.868* <u>-4.270</u>	-7.374* <u>-3.560</u>			
TEBNK	-9.773* <u>-4.800</u>	-7.778* <u>-4.270</u>	-7.320* <u>-3.560</u>	-8.980* <u>-4.800</u>	-5.322* <u>-4.270</u>	-5.011* <u>-3.560</u>
TKSBNK	-11.791* <u>-4.800</u>	-7.557* <u>-4.270</u>	-8.032* <u>-3.560</u>	-11.886* <u>-4.800</u>	-7.762* <u>-4.270</u>	-7.486 <u>-3.560</u>
YPKBNK	-8.293* <u>-4.800</u>	-6.469* <u>-4.270</u>	-7.276* <u>-3.560</u>	-12.298* <u>-4.800</u>	-6.311* <u>-4.270</u>	-5.689* <u>-3.560</u>
VKFBNK	-8.691* <u>-4.800</u>	-7.084* <u>-4.270</u>	-6.830* <u>-3.560</u>	-10.970* <u>-4.800</u>	-6.929* <u>-4.270</u>	-8.623* <u>-3.560</u>

*, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ZA, Zivot ve Andrews (1992) testini ifade etmektedir. İtalik ve altı çizili olarak verilen değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleridir. Gecikme uzunlukları BIC kriteri ile belirlenmiştir. Triminaj 0.15 alınmıştır.

4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada 2007-2008 küresel finans krizinin 9 mevduat bankasının sistematik risk düzeyi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bankaların zamanla değişen sistematik risk düzeyleri çoklu student t dağılım varsayımı altında AR(1)-asimetrik DBEKK(1,1) ve AR(1)-DCC-FIGARCH(1,d,1) modelleri ile modellenmiştir. Bulgular, küresel krizin özellikle 2 büyük (AKBNK ve GRNBNK) ve 2 de küçük ve orta ölçekli (TEBNK ve SKRBNK) mevduat bankasının sistematik risk düzeyi üzerinde belirgin bir etkiye yol açtığına işaret etmektedir. Ayrıca, kriz sonrası dönemde kriz öncesi döneme göre özellikle AKBNK, GRNBNK ve VKFBNK'nin sistematik risk düzeylerinin yüksek bir seyir izlediği belirlenmiştir. Diğer bankalara bakıldığında ise krizin etkisinin göreceli olarak sınırlı olduğu hatta bazı bankaların beta katsayılarının kriz döneminde bile azaldığı belirlenmiştir. Ayrıca, krizin Euro merkezli döneminden ziyade ABD merkezli döneminin mevduat bankalarının sistematik risk düzeyi üzerinde göreceli olarak daha fazla etkili olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla, yukarıda belirtilen bazı bankaların sistematik risk düzeylerindeki artış göz ardı edilmemekle birlikte bu

Ö.BÜBERKÖKÜ

artışların dramatik boyutlarda olmadığı ifade edilebilir. Ayrıca, kriz döneminin etkilerinin geride kalmasıyla birlikte bir çok bankanın beta katsayısının ya kriz öncesi seviyelerine ya da bu seviyelerin altına gerilediği belirlenmiştir. Böyle bir durumun ortaya çıkmasında ise 2001 krizi sonrasında Türkiye ekonomisinin daha liberal bir ekonomik yapıya geçmesinin, bankacılık sektörünün yeniden yapılandırılmasının ve bu doğrultuda bankacılık sektöründe bir risk yönetim kültürünün oluşmasının etkili olmuş olabileceği düşünülmektedir. Ayrıca, mevduat bankalarının giderek küresel finans sistemine entegre olmakla birlikte bilançolarının aktif kısmının “yerli kalmasının” bir diğer ifadeyle bilançolarda yurt dışı merkezli karmaşık finansal enstrümanların pek bulunmamasının da bu süreçte etkili olmuş olabileceği düşünülmektedir. Dahası, tüm bankaların beta katsayılarının durağan çıkmasının da önemli bilgiler içerdiği düşünülmektedir. Çünkü, bu durum bankaların sistematik risk düzeylerine dönük bir şokun yaşanması durumunda bu şokun uzun süre sistemde kalmayabileceği aksine bir süre sonra kendi kendine sistemin dışına çıkabileceği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, politika yapıcılar açısından diğer unsurlar sabit kalmak şartıyla bankaların sistematik risk düzeylerini etkileyen bir şok yaşandığında buna çok sert ekonomi politikaları ile karşılık verilmemesinin daha doğru bir yaklaşım olacağı ifade edilebilir.

Bu analizlere rağmen sürecin daha iyi anlaşılabilmesi açısından ilgili bankaların sistematik risk düzeyleri arasında neden böyle bir farklılaşmanın söz konusu olduğunun da incelenmesinin önemli olduğu düşünülmektedir. Genel bir ifadeyle, böyle bir sonucun ortaya çıkmasında bankaların ortaklık yapıları (özellikle ABD ve Avrupa bankaları ile yapılan ortaklıklar), risk alma iştahları, aktif / pasif yapıları, bilanço esneklikleri ve risk yönetim kültürlerindeki farklılıklar rol oynamış olabilir. Fakat, sürecin dinamiklerinin daha iyi anlaşılabilmesi açısından daha sonraki çalışmalarda

bu konunun daha somut bir şekilde incelenmesinin önemli bilgiler sunabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

ADAM, T., BENECKA, S., JANSKY, I. (2012), “Time-Varying Betas of Banking Sector”, *Czech Journal of Economics and Finance*, 62, 485-501.

ALOUİ, C., MABROUK, S. (2012), “Value-at-risk Estimations of Energy Commodities via Long-Memory, Asymmetry and Fat-Tailed GARCH Models”, *Energy Policy*, 38, 2326–2339.

ALTINSOY, G. (2009), “ Time-Varying Beta Estimation for Turkish Real Estate Investment Trusts: An Analysis of Alternative Modeling Techniques”, A Thesis for the Degree of Master of Science”, Middle East Technical University. <https://etd.lib.metu.edu.tr/upload/3/12611309/index.pdf>, (22.02.2016).

ANDREW, D. (1993), “Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica*, 61(4), 821-856.

AOHNNA, T. (2010), “ Time-varying Betas and the Athens Stock Exchange Market”, Master Thesis, University of Macedonia. <https://dspace.lib.uom.gr/handle/2159/15815>, (22.2.2016).

BAI, J., PERRON, P. (1998), “ Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, 66, 47–78.

BAI, J., PERRON, P. (2003), “ Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18 , 1–22.

BAILLIE, R.T., BOLLERSLEV, T., MIKKELSEN, H.O. (1996), “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 74, 3–30.

BAŞÇI, E., KARA, H. (2011), “ Finansal İstikrar ve Para Politikası”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 26 (302), 9-25.

BESSLER, W., KURMAN, P., NOHEL, T. (2015), “ Time-Varying Systematic and Idiosyncratic Risk Exposure of US Bank Holding

Ö.BÜBERKÖKÜ

Companies”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 35,45-68.

BLUME, M. (1971), “ On the Assesmentof the Risk”, *The Journal of Finance*, 26 (1),1-10.

BOLLENA, B., SKULLYB, M., TRIPEC, D., WEIB, X. (2015), “ The Global Financial Crisis and Its Impact on Australian Bank Risk”, *International Review of Finance*, 15(1), 89-112.

BROOKS, R., SHOUNG, L.C. (2006), “The Impact of Capital Controls on Malaysian Banking Industry”, *Applied Financial Economic Letters*, 2, 247-249.

BROOKS, R.D., FAFF, R.W. (1997), “Beta Forecasting in Malaysia: A Note”, *Malaysian Management Review*, 32, 48-50.

BROOKS, R.D., FAFF, R.W., MCKENZIE, M.D. (1998), “Time-varying Country: An Assessment Comparison of Alternative Modelling Techniques”, *European Journal of Finance*, 8, 249-279.

CAPORALE, T. (2012), “Time Varying CAPM Betas and Banking Risk” , *Economic Letters*, 115, 291-295.

CHIANG, T.C., JEON, B.N., LI, H. (2007), “Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 26, 1206-1228.

CHKILI, W., ALOUIB, C., NGUYENC, D.K. (2012), “Asymmetric EffectsandLong Memory in Dynamic Volatility relationships between Stock Returns and Exchange Rates”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*,22,738-757.

CHOUDHRY, T. (2005)”, Time-Varying Beta and the Asian Financial Crisis: Evidence From Malaysian and Taiwanese Firms, *Pacific-Basin Finance Journal*, 13,93-118.

CHOUDHRY, T., LU, L., PENG, K. (2010), “Time-Varying Beta and the Asain Financial Crisis: Evidence from the Asain Indutrial Sectors”, *Japan and the World Economy*, 22,228-234.

CINER, C. (2015), “ Time Variation in Systematic Risk, Returns and Trading Volume: Evidence from Precious Metals Mining Stocks”, *International Review of Financial Analysis*, 41, 277-283.

CLEMENTE, J., MONTANES, A., REYES, M. (1998), “Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean”, *Economic Letters*, 59, 175-182.

DASH, M. (2016), “ Testing the Stationarity of Beta for Banking Sector Stocks in Indian Stock Markets: Panel Regression Analysis”, *Skyline Business Journal*, 11 (2), 53-60.

DIMITRIOU, D., KENOURGIOS, D., SIMOS, T. (2013), “Global Financial Crisis and Emerging Stock Market Contagion: A Multivariate FIAPARCH-DCC Approach”, *International Review of Financial Analysis*, 30, 46-56.

EISENBEISS, M., KAUERMANN, G., SEMMIER, W. (2007), “ Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach”, *The European Journal of Finance*, 13 (6), 503-522.

ENGLE, R. (2002), “Dynamic Conditional Correlation. A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339–350.

ENGLE, R., KRONER, K. (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 11, 122-150.

FABOZZI, F.J., FRANCIS, J.C. (1978), “Beta as a Random Coefficient”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 101-116.

FAFF, R.W., HILLER, D., HILLER, J. (2000), “Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modelling Techniques”, *Journal of Business, Finance & Accounting*, 27 (5), 523-537.

GEWEKE, J., PORTER-HUDAK, S. (1983), “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models”, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.

HANSEN, B. (1997), “Approximate Asymptotic p-values for Structural-Change Test”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60-67.

Ö.BÜBERKÖKÜ

JOHANSSON, A.C. (2009), “Stochastic Volatility and Time-varying Country Risk in Emerging Markets, *The European Journal of Finance*, 15 (3), 337-363.

KARA, A.H. (2012), “ Küresel Kriz Sonrası Para Politikası”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 27 (315), 9-36.

KURACH, R., STELMACH, J. (2014), “Time-Varying Behaviour of Sector Beta Risk–The Case of Poland ”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 17 (1), 139-156.

LIE, F., BROOKS, R., FAFF, R.W. (2000), “ Modeling the Equity Beta Risk of Australian Financial Sector Companies”, *Australian Economic Papers*, 39, 301-311.

LINTNER, J., (1965), “ The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

MERGNER, S., BULLA, J. (2008), “ Time-Varying Beta Risk of Pan-European Industry Portfolios: A Comparison of Alternative Modeling Techniques”, *European Journal of Finance* , 14 (8), 772-802.

QUANDT, R. (1960), “Test for Hypothesis that a Linear Regression System Obeys two Separate Regimes”, *Journal of the Americans Statistical Association*, 55 (290), 324-330.

ROBINSON, P.M., HENRY, M. (1999), “Long and Short Memory Conditional Hetereskedasticity in Estimating the Memory Parameters of Levels”, *Economic Theory*, 15, 299-336.

SCHWERT, W., SEGUIN, P. (1990), “Heteroskedasticity in Stock Returns”, *Journal of Finance*, 45, 1129-1155.

SHARPE, W. (1964), “ Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk”, *Journal of Finance*, 19, 425-442.

STRACCA, L. (2015), “Our Currency, Your Problem? The Global Effectsof the Euro Debt Crisis”, *European Economic Review*, 74, 1–13.

SYLLIGNAKIS, M.N., KOURETAS, G.P. (2011), “Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets”, *International Review of Economics and Finance*, 20, 717–732.

YIU, M.S., HO, W.Y.A., CHOI, D.F. (2010), “Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion in Asian Markets in Global Financial Turmoil”, *Applied Financial Economics*, 20, 345–354.

ZIVOT, E., ANDREWS D. W.K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shocks, and Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10: 251-270.

EK I. Asimetrik AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları

	VKFBNK	
Getiri denklemi		
C(1)	0.0521(0.267)	
AR(1)	0.0223(0.167)	
C(2)	0.0602*(0.04)	
AR(1)	0.019(0.248)	
Varyans denklemi		
M(1,1) : 0.1684*(0.000)	M(1,2) : 0.0902*(0.000)	M(2,2) : 0.0620*(0.000)
A(1,1) : 0.2260*(0.000)	A(2,2) : 0.2013*(0.000)	
D(1,1) : 0.1386*(0.000)	D(2,2) : 0.1987*(0.000)	
B(1,1) : 0.9579*(0.000)	B(2,2) : 0.9582*(0.000)	
LogL	-8335.56	
s.d	7.665*(0.000)	
Beta	1.3508	
Q ist.	rbnk	rbst
Q(50)	42.898	40.112
Q ² ist.	rbnk	rbst
Q ² (50)	45.682	24.505

Burada, M sabit terimleri; A, ARCH; B, GARCH; D ise asimetri parametrelerini göstermektedir. “s.d.” student t dağılım parametresini, “LogL” ise loglikelihood değerini ifade etmektedir. *, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. rbnk ile rbst ifadeleri ise ilgili bankaların ve BIST100 endeksinin kalıntı değerlerini temsil etmektedir.